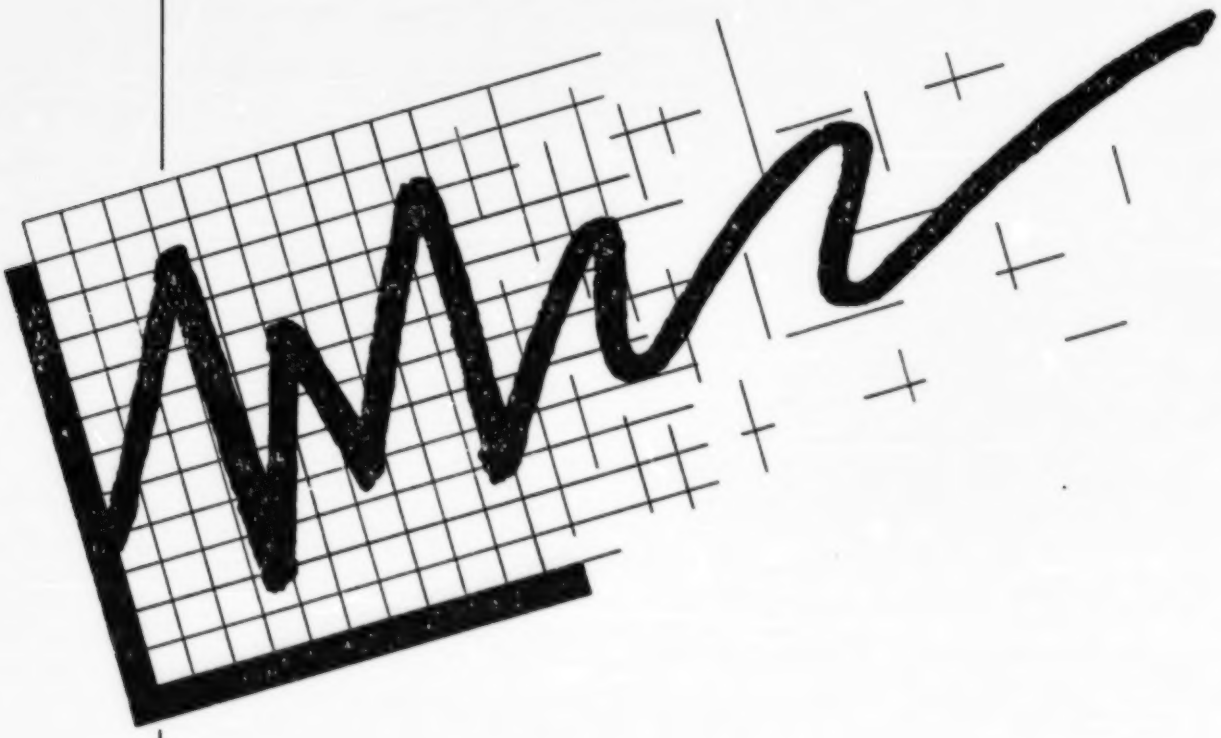
LA DEMANDE POUR LE SERVICE DE BASE DU CÂBLE

UNE ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE

(Résultats préliminaires)



Juin 1987

Alain Lapointe
Professeur, HEC

Québec

LA DEMANDE POUR LE SERVICE DE BASE DU CÂBLE

UNE ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE

(Résultats préliminaires)

Juin 1987

Alain Lapointe
Professeur, HEC

Gouvernement du Québec
Ministère des Communications
Direction générale des médias

Coordination: Direction générale des médias
du ministère des Communications du Québec

Édition: Direction des communications

Dépôt légal - 3e trimestre 1987
Bibliothèque nationale du Québec
Bibliothèque nationale du Canada
ISBN: 2-550-17697-9

© Gouvernement du Québec

TABLE DES MATIÈRES

	Page
Liste des tableaux	iii
Avant-propos	iv
Sommaire	v
Introduction	1
Chapitre 1: Revue de quelques modèles	3
1.1 Le modèle de Good (1974)	3
1.2 Le modèle de McFayden, Hoskin et Gillen (1980)	6
1.3 Le modèle de Webb (1984)	7
Chapitre 2: Le modèle suggéré	9
Chapitre 3: Les données utilisées	11
Chapitre 4: Les principaux résultats	13
Conclusion	18
Annexe A-1: Régressions avec variables instrumentales	19
Bibliographie	20

LISTE DES TABLEAUX

		Page
Tableau 1:	Principales caractéristiques de l'échantillon	12
Tableau 2:	Régressions par les moindres carrés ordinaires, 1980	14
Tableau 3:	Régressions par les moindres carrés ordinaires, 1985	15
Tableau 4:	Élasticité-prix et élasticité relative à la variété des signaux	16

AVANT-PROPOS

A la suite de la publication par le Conseil de la radiodiffusion et des télécommunications canadiennes (CRTC) d'un appel de demandes pour des services spécialisés éventuellement compris dans l'abonnement du câble, le ministère des Communications du Québec (MCQ) a décidé de financer une étude sur l'élasticité de la demande du câble. Quelques câblodistributeurs québécois, tout en souhaitant offrir de nouveaux services en français, se sont montrés préoccupés quant à l'effet sur leurs revenus d'une hausse possible des tarifs d'abonnement à la câblodistribution, conséquente à l'introduction de ces nouveaux services.

Dans ce contexte, le MCQ a confié à monsieur Alain Lapointe, économiste et professeur à l'École des hautes études commerciales (HEC), la réalisation de cette étude. Nous présentons, au cours des prochaines pages, les résultats de ce travail, qui n'engagent, rappelons-le, que la responsabilité de l'auteur.

Outre monsieur Lapointe, le principal auteur de ce rapport, il y a lieu de remercier, pour leurs commentaires, monsieur Jean-Guy Prince, responsable de la câblodistribution et madame Claire Dussault, agente de recherche, tous deux de la Direction générale des médias. Nous voulons également souligner l'appui technique de monsieur Marcel Lebleu, économiste à l'Institut d'économie appliquée des HEC et de monsieur Jean-Marc Veilleux, économiste à la Direction générale des médias.

GUY RIVEST
Directeur des études et analyses
économiques et financières
Direction générale des médias
Ministère des Communications du Québec

SOMMAIRE

1. Objectif

Cette étude vise à évaluer la sensibilité (élasticité) de la demande pour le service de base des réseaux québécois de câblodistribution suite à une variation des tarifs d'abonnement.

2. Méthodologie

Cette évaluation de l'élasticité de la demande du câble a été obtenue à partir de deux modèles économétriques: celui de Good qui utilise une équation logarithmique-linéraire et celui de Webb qui est un modèle de type logistique.

Ainsi, la variable dépendante des deux modèles retenus exprimée sous forme logarithmique est le taux de pénétration alors que les variables explicatives exprimées sous la même forme sont le tarif, l'âge du système, le revenu moyen, le nombre de réseaux offrant une programmation communautaire ainsi que des indices de quantité et de qualité de signaux offerts.

3. Les données

Les données utilisées dans cette étude proviennent de Statistique Canada, du Matthews Catv, du ministère des Communications du Québec et de Maclean Hunter Ltée et portent sur les années 1980 et 1985. On y dénombrait respectivement 145 et 159 réseaux de câblodistribution au Québec. Etant donné la qualité douteuse de certaines informations transmises par les petits réseaux, nous avons dû éliminer les données relatives à des réseaux ayant 500 abonnés et moins. Plusieurs données provenant d'autres réseaux ont dû également être omises, celles-ci apparaissant peu réalistes.

Bref, pour l'estimation des deux modèles, on a utilisé les données de 79 réseaux en 1980 et 88 en 1985.

4. Les principaux résultats

La demande pour le service de base du câble est fortement inélastique tant en 1980 qu'en 1985. Elle se situait à environ -0,38 en 1980 et -0,23 en 1985 selon le modèle log-linéaire et à environ de -0,49 en 1980 et -0,24 en 1985 selon le modèle logistique.

L'étude fait également ressortir que plus le niveau de pénétration du câble est élevé dans un réseau, moins grande sera la variation de la demande pour le service de base suite à une variation du prix.

5. Conclusion

Compte tenu des résultats obtenus au point 4, une hausse de tarif de 2,50 $ et l'introduction de trois canaux spécialisés se traduisent par une diminution du nombre d'abonnés par réseau d'environ 4,25 %. En supposant que les câblodistributeurs conserveraient 0,50 $ de ce montant, les pertes de revenus provenant de la diminution du nombre d'abonnés seraient compensées par des augmentations de revenus découlant d'une augmentation de tarifs.

INTRODUCTION

Dans son rapport sur la radiodiffusion au Canada, la Commission Sauvageau-Caplan proposait l'implantation de deux nouveaux services publics financés à même le tarif de base du câble. De plus, le CRTC annonçait, il y a quelques mois, qu'il était prêt à recevoir les requêtes d'exploitation de services spécialisés et soumettait aux requérants l'hypothèse d'un financement à partir du service de base du câble. Cette réalité nouvelle pose naturellement le problème de la capacité financière des abonnés à supporter l'augmentation de tarif qui sera nécessairement liée à ces services additionnels. Il est à prévoir que pour certains abonnés la valeur de la programmation additionnelle sera inférieure à l'augmentation du tarif et ils voudront alors se débrancher. Combien d'abonnés sont susceptibles de réagir de la sorte? Quelle est en fait la sensibilité par rapport au prix de la demande pour le service de base du câble?

La réponse à cette question ne peut malheureusement être obtenue par une observation naïve des faits. Il est utile à cet égard de citer cet extrait du Rapport Sauvageau-Caplan:

> "L'étude s'est aussi intéressée aux réactions du marché face aux augmentations de tarifs de 25 % à 33 % appliquées entre juin 1983 et septembre 1985, dans les grands systèmes urbains qui desservent Montréal, Toronto et Vancouver-Victoria. La conclusion a été qu'en aucun cas ces augmentations tarifaires n'ont entraîné une diminution des abonnements. On a même constaté, au cours de cette période, une augmentation progressive du nombre d'abonnés..." Le Rapport, p. 383.

Une augmentation de tarif produit toujours une diminution d'abonnés, toute chose étant égale par ailleurs. Il semble y avoir dans ce passage une confusion élémentaire entre un déplacement de la demande suite à une variation de tarif et un déplacement de la demande attribuable à d'autres facteurs tels la croissance des revenus, l'augmentation du nombre de ménages desservis

par le câble ou encore une bonification des services offerts, etc. Afin de pouvoir répondre à la question de la sensibilité de la demande aux variations de tarif, il faut être en mesure d'isoler les effets de ces autres variables. L'analyse de régression multiple permet d'effectuer une telle normalisation.

CHAPITRE 1
REVUE DE QUELQUES MODÈLES

1.1 Le modèle de Good (1974)

Good utilise le taux de pénétration comme mesure de demande. Le taux de pénétration TP est défini de la façon suivante:

$$TP = AB/MD$$

où AB est le nombre d'abonnés au service de base
MD est le nombre de ménages desservis

Cette façon de définir la demande est utile dans la mesure où elle permet de comparer des systèmes de taille différente. De plus, elle est compatible avec la théorie du comportement du consommateur qui soustend les modèles de choix discrets. En effet, parmi les ménages desservis, certains vont choisir de s'abonner si l'utilité qu'ils retirent d'un tel choix est supérieure à celle de la solution de rechange qui consiste à ne pas s'abonner et à disposer alors d'un service réduit par seule voie hertzienne. Ainsi, la probabilité de s'abonner pour un individu va dépendre des facteurs qui déterminent le niveau d'utilité associé à chacun des choix soit, le revenu, le prix et les facteurs spécifiques à chacun des choix. Le taux de pénétration peut servir comme approximation de cette probabilité de s'abonner au service de base du câble.

Good utilise comme variables explicatives les tarifs demandés par les compagnies de câblodistribution, la disponibilité de loisirs alternatifs au câble dans la région desservie, le revenu moyen, l'âge du système, la programmation locale offerte, la qualité de réception des signaux offerts par voie hertzienne, le nombre et le type de signaux offerts par le câble relativement à ceux disponibles par voie hertzienne. On peut alors exprimer le modèle de la façon suivante:

$$TP = F(TA,POP,RE,PL,AGE,CX1,CX2) \qquad (1)$$

TP: Les entreprises de câble génèrent l'essentiel de leur revenu des tarifs mensuels et des frais d'installation. Dans le cas présent, l'auteur ne tient compte que du tarif mensuel. On s'attend normalement à ce que la relation entre le **taux de pénétration** et le tarif soit négative.

TA: Il s'agit des **tarifs mensuels** demandés par les réseaux de câblodistribution.

POP: Good utilise la **population** comme "proxy" pour la disponibilité de loisirs dans la région desservie. L'auteur fait l'hypothèse que dans les grands centres les divertissements sont davantage développés et que la population peut contribuer à évaluer l'influence de ce facteur. Il s'attend donc à une relation négative entre cette variable et le taux de pénétration.

RE: Il s'agit du **revenu moyen** des ménages dans le territoire desservi. Si le service du câble est un bien normal, on s'attend à une élasticité du revenu positive. Il est difficile toutefois de prédire à priori si cette élasticité sera inférieure ou supérieure à l'unité. Une élasticité supérieure à un nous indique que nous sommes en présence d'un bien de luxe alors qu'une élasticité comprise entre zéro et un révèle qu'on est en présence d'un bien "nécessaire".

PL: Cette variable a pour but d'évaluer **l'influence d'un service de programmation communautaire** sur la demande du service de base. Elle est mesurée par les dépenses de production des câblodistributeurs puisque c'est le seul segment où ces derniers peuvent faire de la production. On s'attend naturellement à une relation positive entre cette variable et le taux de pénétration.

AGE: Il faut prévoir qu'un système de câble n'atteindra pas son taux ultime de pénétration instantanément. En effet, certains clients, présumément ceux possédant le plus grand surplus du consommateur, voudront s'abonner d'abord tandis que d'autres attendront de voir si le service

offert est intéressant et voudront acquérir davantage d'information. Il est donc raisonnable de s'attendre, toute chose égale par ailleurs, que plus un système est âgé plus le taux de pénétration sera élevé.

CX1: Cette variable mesure la **qualité des signaux** disponibles par voie hertzienne. On doit s'attendre à une relation négative entre cette variable et le taux de pénétration. Good utilise à cette fin un indice de qualité qui fait intervenir les signaux de contour A et de contour B avec des pondérations différentes, soit pour un système donné:

$$CX1 = \sum_i c_i A_i / 10 \sum_i A_i$$

où: A_i réfère au i^{eme} signal disponible par voie hertzienne
c_i sont les pondérations. Elles prennent la valeur 10 si le signal est dans le contour A, 5 s'il est dans le contour B et 1 s'il ne se trouve ni dans l'un ni dans l'autre. On peut facilement constater que l'indice ainsi défini se situe entre 0 et 1.

CX2: Cette variable mesure le **nombre de signaux** d'un type donné disponibles par le câble relativement au nombre des signaux disponibles par voie hertzienne. Good mesure cette variable pour un type donné de service de la façon suivante:

$$CX2 = (1 + C)/(1 + A)$$

où: C est le nombre de signaux disponibles par le câble
A est le nombre de signaux disponibles par voie hertzienne.

Cette variable est définie pour trois types différents de signaux soit les signaux répétés alors que le marché est desservi par plus d'une station affiliée au même réseau, les stations indépendantes et les stations éducatives.

Good utilise un échantillon de 148 réseaux de câble en 1974 et estime l'équation (1) à la fois sous sa forme linéaire et log-linéaire. Il trouve que l'élasticité de la demande est significativement différente de zéro et significativement inférieure à un. La réglementation exercée par le CRTC maintient les tarifs en deçà des niveaux permettant la maximisation des profits. En fait, un monopole devrait opérer dans la partie élastique de la fonction de demande. Toutefois, même si l'entreprise de câble détient un monopole pour le service lui-même, elle est en concurrence avec les autres formes de divertissement.

1.2 Le modèle de McFayden, Hoskin et Gillen (1980)

Ces auteurs proposent d'utiliser le nombre d'abonnés comme variable dépendante au lieu du taux de pénétration comme c'est le cas du modèle de Good. Cette spécification, comme le prétendent les auteurs, a l'avantage de pouvoir expliciter l'influence de la taille du marché sur la demande alors que dans le modèle précédent elle demeure implicite et est incorporée dans la définition même de la variable dépendante. Ils ajoutent également que la spécification de Good n'est pas véritablement une fonction de demande dans la mesure où la variable dépendante est un taux de pénétration plutôt que le nombre d'abonnés. Une telle affirmation est assez étonnante si on considère que la spécification avec le taux de pénétration permet de mesurer l'influence des variables explicatives sur le nombre d'abonnés simplement en faisant l'hypothèse que le nombre de ménages desservis est insensible à une variation de l'une ou l'autre de ces variables explicatives. Par exemple, sous sa forme log-linéaire le coefficient de la variable TA nous donne l'élasticité-prix sur le taux de pénétration. Si on suppose que le nombre de ménages desservis est insensible à une variation de tarif, cette élasticité correspond de fait à l'élasticité-prix sur le nombre d'abonnés. En effet,

élasticité-prix p/r à TP = $\delta TP/\delta TA \times TA/TP$

$$\text{ou} \qquad \delta TP/\delta TA = \frac{MD \times \delta AB/\delta TA - AB \times \delta MD/\delta TA}{MD^2}$$

si on suppose $\delta MD/\delta TA = 0$

alors $\delta TP/\delta TA = 1/MD \times \delta AB/\delta TA$

et $\delta TP/\delta TA \times TA/TP = \delta AB/\delta TA \times TA/AB$ = élasticité-prix p/r à AB

Les auteurs estiment l'équation suivante:

$$AB = f(TA, RE, POP, PL, AGE) \qquad (2)$$

Ils trouvent une élasticité légèrement supérieure à 1. Toutefois, il convient de souligner que ces résultats sont probablement biaisés puisqu'aucune variable de qualité des signaux et de services relatifs n'est présente dans leur spécification et que la variable population domine la capacité explicative du modèle.

1.3 Le modèle de Webb (1984)

Webb propose un modèle relativement semblable à celui de Good mais pour les États-Unis. La variable dépendante utilisée est le taux de pénétration. Toutefois, il utilise la transformation de type logistique ("logit") qui a l'avantage d'assurer que les contraintes théoriques du modèle soient respectées à savoir que le taux de pénétration estimé par le modèle se situe entre 0 et 1. Les variables explicatives sont sensiblement les mêmes sauf pour quelques ajouts mineurs. Un indice calculé sur la base des équipements dont disposent les ménages est introduit afin de capter les modèles de consommation. Il et présumé que les ménages hautement équipés sont davantage susceptibles d'être abonnés au câble. De plus, une mesure du niveau d'éducation est introduite de même que des variables régionales permettant de capter les différences

culturelles et la disponibilité de services de remplacement. Enfin, sa mesure de service comparatif tient compte également de la qualité des signaux soit:

$$CX3 = (1 + S_i)/(1 + \sum_i P_{ij})$$

où: S_i mesure le nombre de signaux de type i transmis par le câble
P_{ij} le pourcentage d'auditeurs qui reçoivent de façon satisfaisante le signal de type i en provenance de la station j.

Quatre types de signaux sont identifiés; les réseaux, les signaux répétés des réseaux, les indépendants et la télévision publique.

Le modèle logit a été estimé sur un échantillon de 90 réseaux de câble aux États-Unis en 1980. L'auteur a essayé différentes spécifications et trouve une élasticité-prix inférieure à 1 dans l'intervalle des taux de pénétration compris dans l'échantillon soit entre 25 % et 80 %. Ceci confirme en quelque sorte les résultats obtenus par Good en regard de l'élasticité-prix. Toutefois, le signe du coefficient de la variable revenu est négatif et significatif ce qui indique que dans les zones à revenu faible, on dépense davantage pour le câble. Webb justifie un tel résultat par le fait que le service de base du câble peut constituer un substitut peu cher aux autres types de loisirs disponibles dans les zones urbaines. De façon générale, l'étude montre que les principaux déterminants de la demande pour le service de base du câble sont le nombre, le type et la qualité des signaux transmis en regard de ceux qui sont disponibles par voie hertzienne.

CHAPITRE 2
LE MODÈLE SUGGÉRÉ

Le modèle que nous proposons s'inspire largement des spécifications que l'on retrouve dans les études de Good et Webb. Elles nous apparaissent supérieures à la spécification proposée par McFadyen et autres, d'une part dans le choix de la variable dépendante et d'autre part dans l'introduction de la qualité et de la quantité des signaux offerts selon les modes de transmission que sont le câble et la voie hertzienne respectivement. L'utilisation du taux de pénétration est une façon largement répandue de spécifier la demande de nouveaux produits. La réation des consommateurs aux variations de certaines variables telles que le prix sera différente s'il s'agit d'un produit dans la phase initiale de sa diffusion ou d'un produit déjà largement répandu et consommé. Cette spécification permet également de tenir compte des différences de taille d'un système à l'autre. Dans une formulation en niveau, soit le nombre d'abonnés, il faut introduire une variable de taille comme variable explicative. McFadyen et autres utilisent pour leur part la population totale. Une telle variable a tendance à dominer la capacité explicative du modèle et est souvent très correlée avec les autres variables attirant ces dernières dans le sens de cette corrélation.

Comme variables explicatives nous avons utilisé le tarif, le revenu, l'âge du système, la présence d'une programmation locale et des mesures de qualité et de quantité relative de services. La spécification log-linéaire du modèle est la suivante:

$$LTP = a_0 + a_1\,LTA + a_2\,LRE + a_3\,LAGE + a_4\,LPC + a_5\,LQS1 + a_6\,LQS2 \qquad (3)$$

où LTP est le logarithme du taux de pénétration
LTA le logarithme du tarif
LRE le logarithme du revenu moyen
LAGE le logarithme de l'âge du système
LPC le logarithme du nombre de signaux offrant une programmation communautaire
LQS_1 la i^{eme} mesure de qualité et de quantité relative de signaux.

Nous avons utilisé trois différentes mesures soit:

$$LQS1 = \log[(10A + 5C)/10\ SAC]$$

$$LQS2 = \log[(1 + ST)/(1 + SAC)]$$

$$LQS3 = \log[(1 + ST)/(A + .5C)]$$

où A réfère aux signaux dans le contour A de réception
C correspond aux signaux dans le contour B et non dans A
ST est le nombre de signaux totaux
SAC le nombre de signaux dans A et C

La première variable tient compte de la qualité des signaux disponibles par voie hertzienne. La seconde prend en compte la quantité relative de signaux disponibles selon les deux modes de transmission. Enfin, la dernière variable correspond grosso modo à la précédente sauf que les signaux hertziens sont pondérés en fonction de la qualité de la réception.

L'équation précédente a été estimée sous sa forme log-linéaire telle que spécifiée en (3) mais également en prenant une transformation logistique de la variable dépendante soit:

$$\text{logit } TP = \log [TP/(1 - TP)]$$

Dans ce dernier cas, on n'obtient pas les mesures d'élasticité directement. Il faut alors multiplier le coefficient obtenu par [1 - TP]. C'est ainsi que l'élasticité va dépendre du niveau atteint par le taux de pénétration.

CHAPITRE 3
LES DONNÉES UTILISÉES

L'équation précédente a été estimée en utilisant les données de Statistique Canada sur l'industrie du câble[1]. Afin de s'assurer de la stabilité structurelle de nos résultats nous avons utilisé deux échantillons soit un premier comprenant 145 systèmes de câblodistribution en 1980 et un second de 159 systèmes en 1985. Étant donné la qualité douteuse des informations transmises pour les petits systèmes, nous avons éliminé, aux fins de l'estimation, les systèmes ayant 500 abonnés et moins. De plus, pour certains réseaux, l'information apparaissait peu fiable nous révélant par exemple, des taux de pénétration supérieur à 1. Les observations correspondantes ont donc été exclues. Ainsi, l'estimation a porté sur des échantillons de 79 et 88 systèmes en 1980 et 1985 respectivement. Les principales informations concernant ces échantillons sont reproduites au tableau 1.

L'examen de ces données nous permet de constater qu'il y a des écarts considérables de taille d'un système à l'autre en dépit du fait que nous ayons exclu les réseaux comprenant 500 abonnés et moins. De plus, les taux de pénétration peuvent apparaître élevés. Toutefois, il faut bien comprendre qu'il s'agit ici d'une moyenne où les petits réseaux dont les taux de pénétration sont généralement élevés ont le même poids que les grands réseaux. Ceci contraste avec le taux global de pénétration calculé comme le rapport du nombre total d'abonnés sur l'ensemble des ménages desservis. Dans ce dernier

---

1. Statistique Canada, données brutes, différentes années. Nous avons également utilisés trois autres sources de données:

   a. Maclean Hunter Ltée, The Financial Post Survey of Market 1980 and 1985, Toronto, 1981 et 1985.

   b. Ministère des Communications du Québec, Cartes des contours de service des entreprises de radiodiffusion desservant le Québec 1980 et 1985, Direction générale des services de télécommunications, Québec, 1980 et 1985.

   c. Oakley, Robbie et Neil, Matthews Catv, PUBLICORP Development Communications Inc., Pointe-Claire, octobre 1980 et 1985.

cas, les taux de pénétration se trouvent pondérés par la taille relative des réseaux. Enfin, on peut voir que durant cette période, les tarifs sont passés de 6,44 $ qu'ils étaient en moyenne en 1980 à 9,82 $ en 1985.

TABLEAU 1

Principales caractéristiques de l'échantillon

	1980		1985	
	moyenne	écart-type	moyenne	écart-type
AB (abonnés)	9 910	27 304	12 354	41 031
MD (desservis)	19 640	70 147	19 960	75 135
TP (pénétration)	76,6 %	18,5 %	80,0 %	14,7 %
TA (tarifs)	6,44 $	1,28 $	9,82 $	2,48 $
RE (revenu)	6 380 $	1 249 $	9 879 $	1 417 $
AGE(âge)	17,9	7,3	21,9	9,0
PL (prog.local)[1]	55 179 $	130 150 $	127 760 $	490 290 $
PC (prog.comm.)[2]	0,80	0,40	0,73	0,45
A (signaux A)	2,72	1,99	2,90	1,76
C (signaux C)	2,19	1,95	2,27	1,94
ST (sign.totaux)	12,37	6,37	17,81	7,53
LQS1(qualité)	-0,24	0,20	-0,26	0,20
LQS2(quantité)	0,85	0,43	1,13	0,40
LQS3(qua./quan.)	1,31	0,46	1,59	0,53
nbr. d'observations	79		88	

1) Il s'agit des dépenses de programmation des réseaux de câble.
2) Cette variable mesure la présence de signaux de programmation communautaire.

CHAPITRE 4
LES PRINCIPAUX RÉSULTATS

Dans un premier temps, nous avons estimé l'équation (3) par les moindres carrés ordinaires. Cette méthode conduit toutefois à des estimateurs biaisés et non consistants si de fait, les relations sont simultanées. On comprendra que les prix dépendent en partie des coûts moyens et que les coûts dépendent des quantités. Dans un tel contexte, les prix ne sont pas vraiment exogènes. Nous tiendrons compte de ceci en estimant l'équation (3) dans un deuxième temps à l'aide de variables instrumentales.

Les principaux résultats de l'estimation par les moindres carrés ordinaires sont contenus aux tableaux 2 et 3. On peut facilement constater que les coefficients des variables TA, RE et ABE sont toujours significatifs et leur valeur est peu sensible aux modifications dans la spécification de l'équation. Le coefficient de la variable de programmation communautaire est rarement significatif quel que soit la variable que l'on utilise, soit le nombre de signaux ou encore les dépenses de programmation des réseaux de câble. De plus, le coefficient de la variable qui tient compte de la qualité du signal "off air" LQS1 n'est jamais significatif. Par contre, les coefficients des variables LQS2 et LQS3 sont généralement significatifs et du bon signe. On peut d'ailleurs voir que lorsque l'on introduit l'une ou l'autre de ces variables à l'équation, le R^2 augmente considérablement. Enfin, de façon générale, le modèle tel que spécifié fonctionne moins bien en 1985 qu'en 1980.

Si l'on veut poursuivre davantage l'analyse des résultats, il est bon de s'attarder sur les coefficients des variables de revenu et de tarifs respectivement. Le coefficient de la variable revenu a un signe négatif et est très significatif. Ce résultat peut sembler un peu surprenant mais rejoint ce qui avait été trouvé par Webb dans son étude. Ceci peut s'expliquer par le fait que le câble est un service de loisir peu cher par rapport aux diverses autres formes de divertissements disponibles en zones urbaines. Le service de base du câble apparaît donc sous cet angle comme un bien inférieur.

TABLEAU 2

Régressions par les moindres carrés ordinaires
(1980)

	Log-linéaire (Good)			Modèle logit (Webb)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LTA	-0,348	-0,430	-0,387	-1,81	-2,38	-1,88
	(2,23)	(2,74)	(2,60)	(2,57)	(3,45)	(2,65)
LRE	-0,524	-0,401	-0,442	-2,88	-2,22	-2,76
	(3,36)	(2,55)	(2,94)	(4,15)	(3,25)	(3,91)
$-1/(\bar{A}GE)^2$	0,459	0,401	0,439	-	-	-
	(1,86)	(1,69)	(1,88)	-	-	-
LAGE	-	-	-	0,599	0,49	0,583
	-	-	-	(3,15)	(2,73)	(3,05)
LPL	0,114	0,105	0,125	0,623	0,576	0,639
	(1,50)	(1,42)	(1,72)	(1,82)	(1,81)	(1,87)
LQS1	-	-0,169	-	-	-0,797	-
	-	(1,04)	-	-	(1,13)	-
LQS2	-	0,208	-	-	1,153	-
	-	(2,85)	-	-	(3,61)	-
LQS3	-	-	0,179	-	-	0,264
	-	-	(3,03)	-	-	(0,94)
R^2	0,22	0,28	0,30	0,36	0,42	0,44

(Les données entre parenthèses sont les t-statistiques exprimés en valeur absolue)

TABLEAU 3

Régressions par les moindres carrés ordinaires
(1985)

	Log-linéaire (Good)			Modèle logit (Webb)		
LTA	-0,219	-0,245	-0,223	-1,138	-1,21	-1,26
	(2,39)	(2,62)	(2,45)	(1,99)	(2,12)	(2,16)
LRE	-0,480	-0,481	-0,445	-3,19	-2,99	-2,90
	(3,18)	(3,13)	(2,93)	(3,63)	(3,37)	(3,27)
$1/(\bar{A}GE)^2$	0,870	0,674	0,800	-	-	-
	(0,70)	(0,54)	(0,64)	-	-	-
LAGE	-	-	-	0,25	0,246	0,155
	-	-	-	(1,47)	(1,21)	(0,88)
LPL	0,001	0,001	-0,01	-0,030	-0,04	-0,015
	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,10)	(0,15)	(0,05)
LQS1	-	0,001	-	-	-	-0,79
	-	(0,01)	-	-	-	(1,32)
LQS2	-	0,099	-	-	-	0,624
	-	(1,94)	-	-	-	(2,05)
LQS3	-	-	0,056	-	0,30	-
	-	-	(1,47)	-	(1,32)	-
R^2	0,18	0,20	0,29	0,23	0,24	0,26

(Les données entre parenthèses sont les t-statistiques exprimés en valeur absolue)

Les variables qui nous intéressent le plus dans le présent contexte sont sans contredit le tarif et la variété des signaux. En effet, le principal objet de l'analyse de la demande pour le service de base du câble est d'estimer la sensibilité de celle-ci aux variations de prix de même qu'à la réaction de la demande aux services additionnels offerts. Le tableau 4 permet de résumer les principaux résultats en donnant respectivement les intervalles des élasticités-prix et l'élasticité relative à la variété des signaux selon l'échantillon et la spécification.

TABLEAU 4

Élasticité-prix et élasticité relative à la variété des signaux

	Années			
	Élasticité prix	Élasticité variété/ signaux	Élasticité prix	Élasticité variété/ signaux
Spécification				
Log-linéaire	0,35-0,43	0,21	0,22-0,25	0,10
Logistique	0,42-0,57	0,38	0,23-0,25	0,12

(Source: Données tirées des tableaux 2 et 3 respectivement. Les élasticités-prix sont exprimées en valeurs absolues)

On peut facilement constater que la valeur de l'élasticité est sensible à la spécification du modèle. Ces résultats confirment que la demande pour le service de base est inélastique et qu'elle l'est davantage en 1985 qu'en 1980. Le fait d'opérer sur la partie inélastique de la demande signifie que l'entreprise est en mesure d'accroître ses revenus en augmentant ses tarifs. En effet, la baisse de clientèle consécutive à l'augmentation des prix sera inférieure à cette dernière provoquant ainsi une hausse de revenus. À titre d'exemple, simulons l'impact probable de l'introduction de nouveaux services spécialisés et supposons que les tarifs augmenteront d'environ 2,50 $ pour trois nouveaux services. Puisque les tarifs se situaient en 1985 en moyenne

à 10 $, il s'agit d'une augmentation de 25 %. Si on suppose une élasticité-prix de 0,25, la baisse consécutive d'abonnés sera de 6,25 %. Considérant une moyenne de 12 000 abonnés en 1985, ceci signifirait une baisse d'environ 750 abonnés.

De la même façon, si pour cette croissance de tarif on obtient trois services additionnels, l'indice de variété de signaux LQS2 passe de 3,048 à 3,535, soit une augmentation de 16 %. Or, le coefficient de cette variable est d'environ 2 % dans le nombre d'abonnés. L'augmentation de la variété de signaux vient ainsi réduire l'effet négatif de la hausse de tarif.

Si les câblodistributeurs recevaient 0,50 $ comme compensation pour distribuer ces nouveaux services, qu'en serait-il de leurs revenus dans ce nouveaux contexte? Toujours dans le cas du réseau moyen, ses revenus d'abonnement initiaux se situent à 120 000 $ (10 $ x 12 000). Avec les nouveaux services, ses revenus passent à un peu moins de 120 000 $ (11 250 x 10,50 $).

Nous avons mentionné que les résultats précédents pourraient être biaisés en raison de la présence de simultanéité. Afin de corriger cette source de biais potentiel, nous avons utilisé la technique des variables instrumentales qui consiste à remplacer la variable susceptible d'être correlée avec les résidus par une variable instrumentale qui tout en étant fortement correlée avec cette dernière variable demeure indépendante des résidus. Le niveau des tarifs prévu à partir de la régression sur un ensemble de variables exogènes[2] va jouer ce rôle. Les principaux résultats de ces estimations sont présentés au tableau A-1 en annexe.

Les résultats obtenus sont moins bons si on en juge par la qualité de l'ajustement et par le degré de signification des variables. Les principales conclusions concernant l'élasticité-prix précisent que la demande de service de base est inélastique. Toutefois, la valeur des coefficients augmente légèrement. De plus, contrairement à ce qu'on avait observé précédemment, la demande devient moins inélastique en 1985 par rapport à 1980.

---

2. Les variables exogènes utilisées sont le nombre de signaux, le revenu, les dépenses de programmation, la population et l'âge.

CONCLUSION

Les estimations que nous avons obtenues, malgré qu'elles soient relativement fiables, demeurent préléminaires. Il nous semble en effet qu'il y aurait lieu de définir un peu mieux les signaux offerts par le câble pour tenir compte, entre autres, des duplications de signaux provenant des réseaux. De plus, la quantité des services offerts relativement à la réception par voie hertzienne devrait tenir compte des différents types de services. Il faudrait également introduire des variables régionales afin de prendre en compte les différences culturelles et un certain nombre de facteurs que les variables introduites n'arrivent pas à capter. Enfin, il conviendrait d'effectuer les tests standards de stabilité structurelle et le cas échéant estimer avec les données groupées.

ANNEXE

TABLEAU A-1

Régressions avec variables instrumentales

	Log-linéaire (Good)		Modèle logit (Webb)	
	1980	1985	1980	1985
LTA	-0,56 (1,53)	-0,84 (2,01)	-1,70 (1,66)	-3,18 (1,91)
LRE	-0,34 (1,78)	-0,22 (0,99)	-2,34 (2,72)	-2,02 (1,88)
$-1/(\bar{A}GE)_2$	0,38 (1,43)	-1,46 (0,76)	- -	- -
LAGE	- -		0,56 (2,84)	0,18 (1,04)
LPL	0,10 (1,20)	0,18 (0,36)	0,41 (1,15)	0,02 (0,05)
LQS1	-0,21 (1,23)	-0,07 (0,68)	-1,05 (1,40)	-1,09 (1,81)
LQS2	0,19 (2,58)	0,11 (2,01)	1,01 (2,94)	0,60 (1,98)
R^2	0,23	0,17	0,35	0,25

BIBLIOGRAPHIE

Good, L.M, "An Econometric Model of Canadian Cable Industry and the Effect of CRIC Regulation" Ph.D Thesis, University of Western Ontario, 1974.

Maclean Hunter Ltée, The Financial Post Survey of Market 1980 and 1985, Toronto, 1981 et 1985.

Ministère des Communications du Québec, Cartes des contours de service des entreprises de radiodiffusion desservant le Québec 1980 et 1985, Direction générale des services de télécommunications, Québec, 1980 et 1985.

Oakley, Robbie et Neil, Matthews Catv, PUBLICORP Development Communications Inc., Pointe-Claire, octobre 1980 et 1985.

Rapport du Groupe de travail sur la politique de la radiodiffusion, Ministère des Approvisionnements et Services, Canada, 1986.

McFadyen, S. Hoskins, C. and D. Gillen, Canadian Broadcasting: Market Structure and Economic Performance. The Institute for Research on Public Policy, Montréal, 1980.

Webb, G.K., The Economics of Cable Television, Lexington Books, Lexington, Massachusette, 1984.

Gouvernement du Québec
Ministère des Communications

Imprimé au Québec, Canada